

中国城镇劳动力市场中年资回报的实证检验

郭凤鸣, 张世伟

(吉林大学 数量经济研究中心, 长春 130012)

摘要:依据中国城乡移民调查数据,文章应用微观经济计量方法对中国城镇劳动力市场中的年资回报进行分析。结果表明,中国城镇劳动力累积年资回报随年资不断上升,5年、10年和20年的累积年资回报分别为0.07、0.27和1.05,高于同时期西方发达国家水平;不同职业劳动力的年资回报存在明显差异,随着年资的增长,负责人和办事人员的年资回报一直较高,商业服务人员的年资回报一直较低,而专业技术人员的年资回报则表现出不断上升的趋势。

关键词:工资;年资;年资回报;人力资本

中图分类号:F224.0

文献标识码:A

文章编号:1002-6487(2014)18-0120-04

0 引言

在发达国家劳动力市场中存在一个典型化事实,劳动力在同一单位工作时间越长其工资水平越高。关于这一现象的经济学解释主要有两种,一种是Becker在1975年提出的人力资本理论,即个体工资差异主要是由个体人力资本差异导致的,年资作为特殊工作经验的积累有助于提高个体工资水平^[1];另一种是Lazear在1981年提出的工资递延支付理论,认为企业支付给年资较高的雇员以高于其边际生产率的工资,支付给年资较低的雇员以低于其边际生产率的工资,以激励员工为了未来能够获得较多的补偿工资而长期在该企业工作^[2]。

在中国城镇劳动力市场中,年资是否会对工资获得产生显著影响?不同职业年资回报是否存在显著差异?由于目前多数中国城镇劳动力市场调查数据缺少关于早期劳动力流动(转换工作单位)的信息,因而对中国城镇劳动力市场中年资回报的研究尚比较鲜见。依据2007年和2008年中国城乡移民调查数据(RUMiC),本文拟应用Topel(1991)的方法研究中国城镇劳动力市场的年资回报^[3]。

1 数据统计描述

本文使用的数据来自2007年和2008年中国城乡移民调查(RUMiC)。该数据覆盖了中国9个省市(上海、江苏、浙江、安徽、河南、湖北、广东、重庆、四川)。调查项目

基金项目:教育部人文社会科学重点研究基地重大项目(12JJD790042);中国博士后科学基金面上资助项目(2012M510858);中国博士后科学基金特别资助项目(2013T60309);中央高校基本科研业务费专项资金资助项目(2013ZZ022);吉林大学基本科研业务费项目(2012BS015)

作者简介:郭凤鸣(1982-),女,天津人,博士,副教授,研究方向:劳动力市场的微观计量与微观模拟。

张世伟(1964-),男,吉林长春人,博士,博士生导师,研究方向:劳动力市场的微观计量与微观模拟。

度来看,城乡居民收入都出现了增长趋势,这主要是依靠我国前期经济高速增长的积淀所致。前期居民收入较低,在依靠居民消费拉动内需的要求下,适度增加居民收入也可以提高内需拉动的效果。受这两者的联合作用,今后较短的一段时期内就会出现城乡居民收入增长的趋势。在居民消费价格指数方面,无论是城镇居民消费价格指数、还是农村居民消费价格指数,都出现了缓慢回落的趋势。这一方面是受到外部经济低迷的影响,另一方面则是受到国内稳增长的调控所导致的必然结果。从国家财政收入和国家财政支出两个方面,二者的发展趋势是缓慢增长。导致这种局面出现的原因,在于我国正在加大对财政收入的合理部署,同时适度降低财政支出项目。二者的联合作用,才导致了今后一段时期内的财政方面的双缓慢增长趋势。通过上述分析,我们对我国今后一段时期的宏观经济

的发展有了一个较为全面的预测结果。通过对该结果的分析,也再次验证了我们在理论分析中所推出的泛二阶差分一元二次方程模型的合理性、可信性。

参考文献:

- [1]宁国玉,叶祥松.中日贸易对中国宏观经济波动同步性的影响研究[J].宏观经济研究,2012,(12).
- [2]贾俊雪.中国税收收入规模变化的规则性、政策态势及其稳定效应[J].经济研究,2012,(11).
- [3]李玉双,陈乐一.湖南经济周期阶段的分析与预测[J].财经理论与实践,2012,(3).
- [4]本刊编辑部.科学运筹稳增长[J].宏观经济管理,2012,(7).

(责任编辑/浩天)

经济实证

包括个体性别、年龄、教育程度、婚姻状况等人口统计学特征和在工作时间、职业种类、劳动收入等劳动经济学特征。调查中的劳动者在现单位工作时间项目,为研究年资与工资的关系提供了重要信息。基于研究目的和模型需要,本文将样本限制在年资小于25年的城镇劳动年龄人口,同时将调查结果缺失数据删除,得到9016个个体的数据。

表1给出了基于2008年数据得到的不同年资劳动力工资与个体特征的统计描述,可以发现随着劳动力年资的提高,其小时工资基本呈现出不断上升的趋势,说明中国城镇市场中劳动力年资的积累可能对工资增长具有促进作用。然而,年资和工资之间的正向关系在年资较高群体中表现得并不十分显著,可能缘于除年资之外,劳动力人力资本等特征对个体工资获得的影响。

表1 不同年资劳动力工资和个体特征统计描述

年资	0~5	6~10	11~15	16~20	21~25
小时工资(元)	11.99 (19.63)	15.03 (22.18)	17.67 (22.24)	20.26 (36.68)	16.27 (14.14)
教育(年)	12.37(3.33)	12.47(3.47)	12.81(3.41)	12.68(3.27)	12.24(3.19)
经验(年)	17.27 (12.28)	19.46 (10.97)	19.19(8.69)	21.38(6.72)	24.95(5.41)
女性(%)	49.48	47.36	42.57	42.09	40.22
已婚(%)	68.71	87.27	93.29	94.94	95.51
负责人(%)	2.09	4.32	6.71	7.01	10.41
专业技术人员(%)	17.78	21.59	24.58	30.83	28.19
办事人员(%)	24.51	24.72	24.46	20.55	23.16
商业服务人员(%)	35.65	31.12	21.82	15.66	12.75
其他职业人员(%)	19.96	18.24	22.42	25.94	25.49
机关事业单位(%)	23.06	31.35	32.97	38.66	46.32
国有企业(%)	14.73	13.40	22.78	30.18	30.88
集体企业(%)	5.14	6.33	5.76	5.38	5.57
个体私营企业(%)	45.07	38.42	31.89	20.72	13.11
外资合资企业(%)	6.68	4.91	4.08	2.77	1.26
其他企业(%)	5.32	5.58	2.52	2.28	2.87
人数	2199	1343	834	613	557

注:变量栏括号中为单位,统计数据栏括号中为标准差,下同。

通过对影响工资的其他变量统计分析可以发现,随着年资的增加,劳动力个体教育水平呈现先上升后下降的趋势,这与中国教育事业的发展趋势相一致。随着年资水平的提高,女性比例不断降低,这与近年来越来越多的女性选择进入劳动力市场有关。一般而言,女性的工资水平低于男性,因而女性比例的差异将导致工资随年资而上升。随着年资水平的提高,负责人和专业技术人员的比例均呈现增加的趋势,办事人员和商业服务人员的比例均呈现降低的趋势,这与不同职业劳动力的流动性特征相关。随着年资水平的提高,劳动者在国有部门(国家机关、事业单位和国有企业)就业的比例不断提高,这一方面与我国国有部门“论资排辈”的工资结构有关,另一方面由于国有部门的就业待遇明显优于非国有部门,因而个体一旦进入国有部门,便很少再换工作。根据以往的经验,国有部门的工

表2 不同劳动力群体中不同年资劳动力工资统计描述

	年资	负责人	专业技术人员	办事人员	商业服务人员
工资	0~5	17.16(11.69)	16.94(26.02)	14.09(20.74)	8.95(13.65)
	6~10	19.45(11.48)	20.82(32.89)	18.11(26.95)	10.89(11.05)
	11~15	28.02(37.47)	22.01(21.83)	18.18(19.88)	15.06(25.78)
	16~20	26.86(39.95)	25.89(50.63)	23.14(41.52)	12.03(12.26)
	21~25	25.97(24.28)	18.23(15.38)	15.35(9.73)	11.75(10.36)
教育	0~5	13.46(2.94)	14.64(3.08)	13.40(2.91)	11.25(2.83)
	6~10	14.05(3.56)	14.41(3.11)	13.51(3.13)	10.98(3.16)
	11~15	14.59(2.97)	14.35(2.96)	13.52(3.00)	11.20(3.67)
	16~20	14.63(2.64)	14.05(3.55)	13.00(3.00)	10.63(2.68)
	21~25	14.62(3.42)	13.42(2.99)	12.57(2.74)	10.37(2.67)
经验	0~5	16.47(12.12)	10.90(9.73)	15.07(12.22)	19.56(11.83)
	6~10	18.40(10.80)	14.50(9.55)	17.79(10.77)	22.38(10.40)
	11~15	18.84(8.20)	16.19(7.61)	18.21(7.98)	22.31(9.74)
	16~20	19.68(6.74)	19.25(6.28)	21.75(6.76)	24.11(7.27)
	21~25	23.99(5.73)	23.80(4.93)	24.79(5.60)	26.10(5.37)
女性	0~5	32.61	41.94	53.43	60.97
	6~10	36.21	40.34	54.22	56.46
	11~15	26.79	39.02	51.47	50.00
	16~20	27.91	40.21	46.03	61.46
	21~25	24.14	42.68	45.74	53.52
已婚	0~5	67.39	57.29	62.71	73.98
	6~10	93.10	87.59	84.34	88.52
	11~15	96.43	95.12	89.71	94.51
	16~20	97.67	96.30	96.03	89.58
	21~25	96.55	97.45	91.47	95.77

资水平一般高于非国有部门,因而不同年资群体中国有部门职工比例差异可能导致工资随年资而增长。

综上所述,不同年资水平下,劳动力个体特征和就业特征存在明显差异,且不同因素对工资的影响方向不同,因而需借助计量经济模型,控制其他影响工资的变量,才能得到年资积累对工资获得的确切影响。

由于不同职业专业性存在明显差异,不同职业内部年资对工资的贡献可能不同,因而本文对不同职业劳动力的年资、工资以及影响个体工资获得的主要变量进行统计(结果见表2)。可以发现,对于不同职业的劳动力来说,随着年资水平的提高,工资基本呈现出先上升后下降的变动趋势。对于负责人和商业服务人员,这一变动趋势较明显;而对于专业技术人员和办事人员,这一变动趋势并不明显。不同职业中年资与工资变动趋势的差异一方面可能是由年资回报的差异导致的,另一方面可能是不同职业劳动力个体特征差异导致的。

表2还给出了不同职业中个体特征的统计结果。可以发现,随着年资水平的提高,负责人的受教育年限呈现出上升趋势,而其他职业劳动力的受教育年限均基本呈现下降的趋势,因而教育的差异可能导致负责人的工资随年资递增,而其他职业人员的工资随年资递减;随着年资水平的提高,所有职业中的个体经验水平均基本呈现上升的趋势,因而经验水平的差异可能导致工资随年资递增;随年资水平的提高,不同职业中女性比例的变化差异较大,在专业技术人员中,女性比例呈现先下降后上升的变动趋势,而在其他职业中,女性比例基本呈现出下降的变动趋势。随着年资水平的提高,所有职业中劳动力已婚比例基

本呈现出不断上升的趋势。总体来看,在不同职业中,工资随年资的变动存在明显差异,个体特征随年资变化也存在明显差异,因而分析不同职业中劳动力年资积累对工资的作用应借助于经济计量模型控制其他因素对个体工资的影响。

2 工资方程的设定

借鉴托佩尔(Robert H. Topel)的思想,本文将工资方程设定为:

$$\ln w_{it} = \alpha + \beta_T T_{it} + \beta_E E_{it} + \beta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $\ln w_{it}$ 表示 t 期个体 i 的实际小时工资对数, T_{it} 表示 t 期个体 i 的年资(特殊工作经验积累), E_{it} 表示 t 期个体 i 的总劳动时间(一般工作经验积累), X_{it} 表示第 t 期影响个体 i 工资的其他变量, $\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2)$ 为随机扰动项。

工资方程(1)可以采用两步方法估计。首先,假定 X_{it} 不随时间变化(即 $X_t = X_{it}$), 由于个体的年资和经验同等增长,因此可以用OLS估计方程(2)来得到年资和经验的联合效用:

$$\ln w_{it} - \ln w_{it-1} = (\beta_T + \beta_E)(T_{it} - T_{it-1}) + \varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1} \quad (2)$$

其次,由于当前经验可以被写作为当前单位工作之前的经验 E_{it}^0 与在当前单位工作的年资 T_{it} 之和,因此经验的系数可以通过对(3)式进行OLS估计得到:

$$\ln w_{it} - \hat{B}T_{it} = \alpha + \beta_E E_{it}^0 + \beta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, \hat{B} 为 $(\beta_T + \beta_E)$ 的估计值,年资回报可以由 $\hat{\beta}_T = \hat{B} - \hat{\beta}_E$ 得到。

根据劳动经济学理论和以往的研究经验,本文选择年资、受教育年限、经验、性别(虚拟变量,以男性作为参照组)、工作部门(虚拟变量,以私有部门作为参照组)、职业(虚拟变量,以负责人作为参照组)作为工资方程的解释变量。考虑到年资和经验对工资的影响一般是非线性的,在工资方程中加入年资和经验的多次项。

3 回归结果分析

基于中国城乡移民调查数据,对式(2)和(3)进行回归。表3给出了基于总体样本的回归结果,可以发现,年资的回归系数高于经验的回归系数,表明不考虑一般经验积累对工资的影响,个体年资的积累对其工资水平的提高具有重要影响。此外,年资平方项系数显著,表明年资积累对工资的影响并不是线性的,随着年资水平的提高,年资积累对工资的影响程度不断变化。

从其他影响个体工资的变量系数来看,教育的系数显著为正,表明教育有助于个体工资水平的提高;女性系数显著为负,说明女性工资明显低于男性;已婚变量系数显著为负,说明已婚不利于个体工资水平的提高,这可能由于已婚个体需要承担更多家庭责任的缘故;职业变量系数

显示,与负责人相比,专业技术人员和办事人员工资水平无明显差异,而商业服务人员和其他职业人员的工资水平均明显较低;工作单位类型变量的系数显示,与党政机关、事业单位职工相比,国有企业和集体企业的工资水平无明显差异,而个体私营企业和外资合资企业的工资水平明显较高。

表3 工资方程回归结果

变量	系数	变量	系数
年资	0.0607***	其他职业	-0.2916***
年资平方	0.0149*	国有企业	-0.0399
教育	0.1177***	集体企业	0.0470
经验	0.0581***	个体私营	0.1429***
经验平方	-0.0100***	外资合资	0.5699***
女性	-0.1345***	其他企业	-0.0436
已婚	-0.3142***	年份	0.0904***
专业技术人员	0.0259	常数项	-0.0040
办事人员	0.0057	调整R ²	0.2077
商业服务人员	-0.1961***	样本量	9016

注:年资立方和四次方系数不显著,经验立方和四次方系数也不显著,因而将其从模型中删除;为了防止回归系数过小,回归时将年资(和经验)的平方、立方和四次方分别除以10、100和1000;*、**和***分别表示在10%、5%和1%水平下显著;年资(平方、立方和四次方)的系数为方程(2)的回归结果,其余变量系数为方程(3)的回归结果,下同。

表4给出了基于不同职业样本的回归结果,可以在不同职业中年资系数和经验系数存在明显差异,专业技术人员和办事人员的年资系数较高,负责人的年资系数居中,商业服务人员的年资系数较低;所有职业中经验系数显著为正,专业技术人员和办事人员的经验回报较高,而负责人和商业服务人员的经验回报较低,表明一般经验的积累对专业技术人员和办事人员来说更加重要;比较年资系数和经验系数的差异可以发现,年资积累对工资的影响是正向的。然而,由于年资和经验多次项对工资的影响在不同职业中存在明显差异,因而仅仅通过系数的比较不能准确识别个体职业生涯不同时期年资积累对工资的确切影响。

表4 不同职业工资方程回归结果

变量	负责人	专业技术人员	办事人员	商业服务人员
年资	0.1221**	0.2241**	0.1498***	0.0605***
年资平方	--	-0.2863*	--	--
年资立方	--	0.1949*	--	--
年资四次方	--	-0.0382*	--	--
教育	0.1008***	0.1513***	0.1788***	0.0944***
经验	0.0842***	0.1416***	0.1762***	0.0605***
经验平方	-0.0116**	-0.0660***	-0.0797***	-0.0313***
经验立方	--	0.0104***	0.0124***	0.0049***
女性	-0.1144	-0.0797*	-0.0065	-0.1895***
已婚	-0.5761***	-0.5411***	-0.7094***	-0.0301
国有企业	0.0548	-0.0543	-0.0783	0.0241
集体企业	-0.0909	0.0994	0.2216**	0.0676
个体私营	0.4102***	0.2480***	0.3135***	0.0366
外资合资	0.6990	0.7098***	0.7910***	0.3260***
其他职业	-0.0975	0.4321**	-0.1799*	-0.0791
年份	0.0978	0.1281***	0.1219***	0.0252
常数项	-0.2167	-0.8592***	-1.5910***	0.3329***
调整R ²	0.2082	0.2476	0.2730	0.1049
样本量	527	2059	2169	2366

经济实证

注:表中“—”表示相应变量的回归系数显著,因而将其从方程中删除。

从其他变量系数来看,专业技术人员和办事人员的教育回报较高,其他职业人员的教育回报较低,表明教育水平的提高对从事技术职业的个体更加重要;在负责人和办事人员中,女性与男性平均工资水平没有明显差别,而在其他职业中女性的工资明显较低;在负责人、专业技术人员和办事人员中,已婚个体的工资水平明显低于未婚个体,而在商业服务人员中,已婚个体与未婚个体间不存在明显的工资差异;与国家机关、事业单位的劳动力相比,个体私营企业和外资合资企业的相同职业人员工资水平普遍较高,与总体样本回归结果相一致。

工资方程的回归结果表明,单从年资和经验及其多次项的回归系数不能准确识别个体年资积累对工资的作用。消除一般经验积累对个体工资的影响,图1给出了基于总体样本得出的累积年资回报曲线,可以发现在年资低于25年的情况下,随着年资的增长,工资水平不断提高,5年、10年和20年累积年资回报分别约为0.07、0.27和1.05,高于经济学者基于同时期西方国家数据所得结果。

图2给出不同职业的累积年资回报曲线,可以发现所有职业劳动力的累积年资回报曲线均呈现出上升的趋势。负责人和办事人员的年资回报一直较高,商业服务人员的年资回报一直较低,而专业技术人员在职业生涯初期累积年资回报几乎维持在零的水平,而在职业生涯的中后期,其累积年资回报迅速提高。商业服务人员的年资回报较低是由于该职业几乎不需要特殊人力资本积累,且生产率的完全可检验性导致其流动性较强,因而企业需采用工资的递延支付机制减小因劳动力流动而带来的成本,导致不参与职业流动的劳动力得到更高的工资。尽管专业技术人员的培养费用较高,且劳动生产率容易检验,因而工资的递延支付机制可以降低其就业流动性,但是该职业特殊人力资本的积累导致工资的递延支付机制不能充分发挥作用。由于专业技术人员的特殊人力资本积累需要较长的时间,因而在职业生涯初期,特殊人力资本积累几乎不能发挥作用,工资基本不随年资变化,而在职业生涯的中后期,特殊人力资本的积累将使得工资随年资迅速提高。

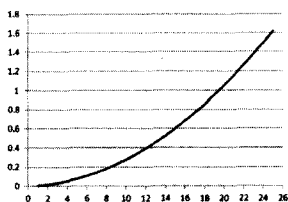


图1 总体累积年资回报

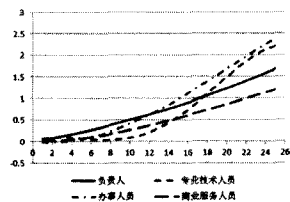


图2 不同职业累积年资回报

对于生产率容易检验的劳动力群体,工资递延支付机制的主要作用是限制劳动力流动以减小流动成本,而对于生产率不容易检验的劳动力群体,工资的递延支付机制的主要作用是激励劳动者努力工作。因而,对于生产率相对

容易检验的专业技术人员和商业服务人员来说,随着市场竞争水平的提高和劳动力流动成本的下降,工资的递延支付机制对两类劳动力的激励作用将越来越小,进而导致年资回报增长有所减缓;而对于生产率较难检验的负责人和办事人员来说,一方面特殊人力资本的积累可以显著促进个体工资水平提高,另一方面工资递延支付机制对劳动者的激励作用显著,因而工资和年资的正向关系将长期存在。

4 结论

本文依据中国城乡移民调查数据,借鉴托佩尔(Robert H. Topel)在1991年提出的方法对中国劳动力市场的年资回报进行估计。研究结果表明,中国城镇劳动力累积年资回报随年资不断上升,5年、10年和20年的累积年资回报分别为0.07、0.27和1.05,高于同期西方发达国家水平。

通过比较不同职业中的年资回报可以发现,负责人和办事人员的年资回报一直较高,商业服务人员的年资回报较低,专业技术人员在职业生涯初期累积年资回报维持在几乎为零的水平,而在职业生涯的中后期,其累积年资回报迅速提高。

随着市场竞争水平的提高和劳动力流动成本的下降,工资的递延支付机制对生产率相对容易检验的专业技术人员和商业服务人员的激励作用将越来越小。对于生产率较难检验的负责人和办事人员,一方面特殊人力资本的积累可以显著促进个体工资水平提高,另一方面工资递延支付机制对劳动者的激励作用显著,因而工资和年资的正向关系将长期存在。

中国城镇劳动力市场的总体年资回报以及不同职业中的年资回报都表明随着年资的增长,劳动力的工资水平随之提高。然而,不同群体的累积年资回报曲线存在明显差异,表明其工资结构存在明显差异。因此,政府应消除劳动力的就业流动障碍,减小劳动力市场分割,企业应在激励劳动者努力工作的同时,基于劳动力职业特征设计和实施更加公平和合理的工资制度,这不仅有利于减小劳动者之间不合理的工资差距,也有利于在总体上提高劳动力市场的运行效率。

参考文献:

[1]Becker, G. Human Capital [M]. New York: Columbia University Press, 1975.
[2]Lazear, E. Agency, Earnings Profiles, Productivity, and Hours Restrictions [J]. American Economic Review, 1981, 74(4).
[3]Topel, H. Specific Capital, Mobility, and Wages: Wages Rise with Job Seniority [J]. Journal of Political Economy, 1991, 99(1).

(责任编辑/浩 天)